

# Statisztikai Szemle

Közzététel: 2020. március 11.

A tanulmány címe:

**A kérdéssorrendből fakadó kontextushatás**

Szerzők:

**BRECSOK ANNA ÁGNES**, a Nemzeti Közszerzői Egyetem kutatója

E-mail: [ann.brecsok@gmail.com](mailto:ann.brecsok@gmail.com)

**NÉMETH RENÁTA**, az Eötvös Loránd Tudományegyetem tanszékvezető docense

E-mail: [nemeth.renata@tatk.elte.hu](mailto:nemeth.renata@tatk.elte.hu)

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2020.3.hu0191>

**Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részeit felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.**

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
  - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, hasznoszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„Forrás: *Statisztikai Szemle* c. folyóirat 98. évfolyam 3. számában megjelent, **Brecsok Anna Ágnes, Németh Renáta** által írt, 'A kérdéssorrendből fakadó kontextushatás' című tanulmány (link csatolása)”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Brecsok Anna Ágnes – Németh Renáta

## A kérdéssorrendből fakadó kontextushatás

### Context effect arising from question order

BRECSOK ANNA ÁGNES, a Nemzeti Közszerzői  
Egyetem kutatója  
E-mail: ann.brecsok@gmail.com

NÉMETH RENÁTA, az Eötvös Loránd Tudomány-  
egyetem tanszékvezető docense  
E-mail: nemeth.renata@tatk.elte.hu

A tanulmány fókuszában a kontextushatás, azaz a kérdőív felépítéséből fakadó nem mintavételi hibák gyűjtőfogalma áll. E mérési hibák nehezen kvantifikálhatók, viszont szisztematikusak, tehát azonos struktúra szerint rendezett kérdőíves elemek használatakor ugyanazokat a szabályszerűségeket követik. A szerzők ismeretei szerint jelen tanulmány az első magyar nyelvű kutatás, amely kifejezetten a kérdéssorrendet, ezen belül is a rész-egész hatást vizsgálja. E hatás mérésére a szerzők survey-kísérletet végeztek: megváltoztatták egy országos, nagymintás, kérdőíves adatfelvételben az ország demokratikus működését meghatározó elemek fontosságára vonatkozó kérdések sorrendjét egy véletlenszerűen kettéosztott mintában. Összességében eredményeik kellő statisztikai bizonyítékkal szolgálnak azon állítás elfogadásához, amely szerint a kérdéssorrend hatással van az egyes kérdések válaszmintázatára.

TÁRGYSZÓ: kontextushatás, survey-kísérlet, kérdéssorrend

This study discusses context effect, that is, non-sampling errors that arise from the structure of the questionnaire. Although it is difficult to quantify these measurement errors, they are systematic, i.e. show the same regularities when using questionnaire items in the same structure. To the authors' knowledge, this is the first study whose focus is particularly on the effect of question order, specifically part-whole contrast effect on Hungarian data. A survey experiment was conducted to measure this effect: the order of questions related to the importance of certain elements of the country's democratic functioning, was changed on a randomly divided sample of a national survey. Overall, the results provide sufficient statistical evidence to support the claim that question order has an effect on the pattern of answers to certain questions.

KEYWORD: context effect, survey experiment, question order

„1995-ben a CBS News a republikánus többségű szenátus vezetőiről készített népszerűségi kutatást. [...] Egy januári felmérés szerint a republikánus szenátorok vezetője *Bob Dole*-t a kérdezettek 20 százaléka pozitívan, 21 százaléka negatívan ítélte meg. A következő hónapra a pozitív vélemények aránya 40 százalékra ugrott. [...] Bár ugyanúgy tettük fel a kérdést a két esetben [...], valami megváltozott, és nem tudtuk, mi lehetett az, amíg a kérdéssorrendre nem terelődött a gyanúnk.”

*Kathy Frankovic*, a CBS News kutatási igazgatója [2008]

A kérdéssorrend hatása a kérdőívekben fellépő kontextushatás egyik alosztala. Kutatások szerint mértéke sokszor nem elhanyagolható, témától függően akár kifejezetten nagy is lehet. A mottóban idézett kutatásnál utólag valóban kiderült, hogy a kérdéssorrend és nem a politikus tényleges népszerűség-növekedése volt a mérési eredmény megduplázódása mögött. Januárban *Bob Dole*-t *Bill Clinton* előzte meg a kérdőívben; februárban *Pat Buchanan*, akiről csupán a megkérdezettek 10 százalékának volt pozitív véleménye. A válaszadók egy része véleményét *Dole*-ról a népszerűségi felmérési névlistán éppen előtte álló személyhez képest alkotta meg, így *Dole* nem volt olyan népszerű, mint *Clinton*, de *Buchanan*-nál sokkal inkább az volt.

A kontextushatás témájának fontosságára mutat rá továbbá, hogy „az ún. »push poll«-ok (»közvélemény-csináló közvélemény-kutatások«) finomabb vagy durvább válfajai nem utolsósorban ilyen befolyások kihasználására épülnek.” (*Angelusz–Tardos* [2006] 182. old.) Jelen tanulmány éppen ezért célozza a kérdőíves kontextushatás és annak kimutatásának, mérési lehetőségeinek ismertebbé tételét. Ismereteink szerint kutatásunk az első, magyar nyelvű adatokon végzett elemzés specifikusan a kérdéssorrend, ezen belül is a rész-egész hatás<sup>1</sup> tesztelésére.

*Bob Dole* előbb említett népszerűségcsökkenéséhez hasonló, meglepő időbeli változással találkozott e tanulmány első szerzője saját kutatási tapasztalatai során. Például két 2017-es adatfelvételben megegyezett négy, az állam alrendszereivel kapcsolatos elégedettség-re vonatkozó kérdés. (Lásd az 1. táblázatot.) Mindkét esetben az alapsokaság ugyanaz, az elemszám közel azonos volt, a két kérdőív lekérdezése pedig pár hetes csúszással egybeesett. Mindezek ellenére három esetben az átlagos értékek szignifikánsan különböztek. Bár ezek a módszertani keretek oksági következtetések levonására alkalmatlanok, feltételezésünk szerint az eltérések elsődlegesen a kérdéssorrendből fakadó kontextushatásnak voltak köszönhetőek. Feltehető, hogy amikor a kérdőív mé-

<sup>1</sup> Rész-egész viszonyban levő kérdéseknek tekintjük azokat, ahol az egyik kérdés átfogóan, összegzően kérdez rá az adott témára, míg a többi egy-egy részterületet boncolgat. A rész-egész hatás az általános és a konkrét kérdések sorrendjének változtatása esetén merül fel. Lásd részletesebben az 1.3. alfejezetben.

lyebben aktivál egy adott jelenséghez kötődő kognitív tartalmat, kézzel foghatóbbá teszi az absztrakt fogalmakat,<sup>2</sup> kedvezőbb lesz azok megítélése.

1. táblázat

*Az állami alrendszerekkel való elégedettség statisztikai mutatói*  
(Statistical indicators of satisfaction with state subsystems)

Mennyire elégedett Ön (0–10-es skálán)	1. kérdőív				2. kérdőív			
	<i>N</i>	Átlag	Szórás	MI	<i>N</i>	Átlag	Szórás	MI
a közigazgatással?	1 169	5,39	2,36	5,25–5,52	2 460	7,39	1,87	7,32–7,47
az egészségüggyel?	2 318	5,62	2,27	5,53–5,72	2 485	4,96	2,62	4,86–5,06
az oktatással?	1 830	6,61	2,05	6,52–6,71	2 181	5,96	2,30	5,86–6,05
az igazságszolgáltatással?	2 189	6,15	2,14	6,06–6,24	2 309	6,27	2,46	6,17–6,37

*Megjegyzés.* MI: megbízhatósági intervallum 95 százalékos megbízhatósági szint mellett.

Ezek a tapasztalatok ösztönöztek minket arra, hogy egy saját empirikus kutatás, mégpedig az oksági hatás kimutatására leginkább alkalmas survey-kísérlet keretében teszteljük a kérdéssorrendből fakadó kontextushatást. Egy országos, nagymintás kérdőív adatfelvételben megváltoztattuk a demokratikus működés egyes elemeinek fontosságára vonatkozó kérdések sorrendjét. Jelen tanulmányban az elméleti háttér rövid áttekintését követően a felvétel során kapott eredményeket ismertetjük, amelyek reményeink szerint hozzájárulnak a téma magyar nyelvű, csekély számú empirikus kutatásához.<sup>3</sup>

## 1. A kontextushatás elméleti háttere

A tanulmány első felében a kontextushatás elméleti hátterének rövid áttekintésére törekedtünk. A fogalom definiálást követően számba vesszük legfontosabb tulajdon-

<sup>2</sup> Az egészségügyi és az oktatási rendszerrel való elégedettség átlagos értékei magasabbak az 1. kérdőívénél, ami feltételezhetően annak is köszönhető, hogy ott ezekről egy-egy blokk, míg a 2. kérdőívben csupán az 1. táblázatban olvasható kérdések erejéig esett szó. Szembeötlő az eltérés a közigazgatást tekintve: a 2. kérdőív esetében jelentősen magasabb az érték; ennél a teljes adatfelvétel a közigazgatást helyezte fókuszba, a másik kérdőívben ugyanakkor „önmagában állt” az 1. táblázatban közlöttel szó szerint megegyező kérdés.

<sup>3</sup> Az elmúlt évtizedekből a kontextushatás témájával foglalkozó magyar nyelvű kutatás *S. Molnár–Surányi* [1966], *Angelusz–Tardos* [2006], valamint *Janky et al.* [2018] munkája. Mindhárom tanulmány survey-kísérletet alkalmazott a hatás tesztelésére. *S. Molnár–Surányi* [1966] a válaszlehetőségek sorrendjének megcserélést kutatta, míg az utóbbi kettő – többek között – az eltérő szöveggörnyezet, kérdéskontextus hatását vizsgálta. Jelen tanulmány ismereteink szerint az első, magyar nyelvű adatokon végzett kutatás kifejezetten a kérdés-sorrend, ezen belül is a rész-egész hatás tesztelésére.

ságait, mérhetőségének kérdéskörét, valamint néhány mondat erejéig típusainak bemutatására is kitérünk.

### 1.1. A kontextushatásról általában

A kontextushatásra nincs egységes definíció a szakirodalomban. Tágabb értelemben ide sorolható minden olyan nem mintavételi hiba, kérdőív-felépítésből adódó hatás, amely torzítóan hat a kapott eredményekre, rontja azok érvényességét. Egyes szerzők azonban – vagy például a *Lavrakas* szerkesztette alapirodalom, az *Encyclopedia of Survey Research Methods* [2008] – szűkebben definiálják a fogalmat, kizárólag a kérdések sorrendjéből és a megfogalmazásukból eredő hatást azonosítják vele. A tanulmányban a tágabb meghatározást használjuk, azaz ezeken a torzító hatásokon túl a későbbiekben bemutatott további típusokat is a kontextushatás fogalma alá soroljuk.

A kontextushatások a kérdőíves adatfelvételek nem kívánt velejárói, teljes mértékben nem kiküszöbölhetők, hatásuk legfeljebb csökkenthető. Fontos ugyanakkor reflektálni rájuk, illetve mérni őket, hiszen komoly érvényességi problémákat vethetnek fel, torzíthatják adatainkat. Ez különösen akkor problematikus, ha eltérő kontextusban készült survey-eredményeket vetünk össze.

A kontextushatás jelenlétével elsősorban – de nem kizárólagosan – nem ténytiszta, azaz attitűd-/véleménykérdések vagy perceptuális kérdések esetén kell számolnunk (*Kalton–Schuman* [1982]). Különösen olyan témák esetében számíthatunk rájuk, ahol a válaszadóknak nincs vagy kevésbé kikristályosodott a véleménye (*Kalton–Collins–Brook* [1978]).

Egyetlen konkrét hatás számszerűsítése is kifejezetten nehézkes, de, mint később bemutatjuk, randomizált kísérlettel lehetséges. Egy adott kérdőívben megjelenő valamennyi kontextushatás mérése azonban kísérleti elrendezéssel sem megvalósítható, gyakorlatilag lehetetlen vállalkozás. Korábbi kutatások ugyanakkor arra mutatnak, hogy az azonos struktúra szerint rendezett kérdőíves elemek (skálák, válaszlehetőségek, kérdések, kérdésblokkok) – amennyiben fellép kontextushatás – általában azonos módon fejtik ki hatásukat a válaszokra, így ezek használatakor ugyanazokat a mechanizmusokat, szabályszerűségeket tapasztalhatjuk. A kontextushatás megfigyelésére, mérésére az 1940-es évek óta rengeteg survey-kísérlet vállalkozott (*Schuman–Presser* [1981]), amelyek eredményei azt bizonyítják, hogy a hatás szabályszerűségei időben állandók.

A hatás mérésére általában két bevett eljárást alkalmaznak. Az egyik, leginkább jellemző módszer egy olyan survey-kísérlet, amelyben a mintát két (vagy több) almintára választják szét randomizált módon, melyek esetén eltérő felépítésű kérdőíveket kérdeznek le. Hogy az eredményekben tapasztalt különbségekből oksági kö-

vetkeztetések legyenek levonhatók, a vizsgált kérdés egyetlen tulajdonságát (például helyzetét a kérdőívben, szövegét, a válaszok sorrendjét, a skálák címkéjét stb.) megváltoztatják minden más változatlanul hagyása mellett. Ez az ún. osztott mintás tesztelés (split-ballot experiment) egy felhasználása.<sup>4</sup> A survey-kísérlet alapvetően nem képes rávilágítani arra, hogy melyik kérdésforma eredményez pontosabb adatokat,<sup>5</sup> arra azonban alkalmas, hogy eldönthessük, eltérő módszertan alkalmazása hatással van-e az eredményeinkre.

Rendelkezésre áll egy másik, korlátozottabb lehetőségeket kínáló eljárás is a kérdéssorrend tesztelésére. Ennek során ugyanazt a kérdést több alkalommal, a kérdőív eltérő pontjain kérdezik meg. Míg az előbbi esetben csoportokat teszünk ki eltérő hatásoknak, addig az utóbbiban egy adott egyén egymást követő, különböző hatásokra adott reakcióit vizsgáljuk, mely az oksági hatás kimutatása szempontjából kevésbé erős bizonyítékot szolgáltat.<sup>6</sup>

A kontextushatás vizsgálatára elsődlegesen a nemzetközi irodalomban, angol nyelvű kérdőívekre támaszkodva találunk bizonyítékokat. Viszont kutatások igazolták, hogy a hatás különböző kulturális, nyelvi közegekben más és más lehet. Például egy kísérletben a válaszadókat előbb a kérdőív elején, majd a végén, a részletes egészségügyi kondíciókra vonatkozó kérdéseket követően arra kérték, hogy értékeljék saját egészségügyi állapotukat. Az angol anyanyelvű, angol nyelvű kérdőívet kitöltők esetében nem tapasztaltak kérdéssorrendből fakadó kontextushatást. A spanyol nyelvű kitöltések esetében azonban szignifikáns volt az eltérés: a válaszadók az először megadott értékhez képest a kérdőív végén jobbnak ítélték meg egészségügyi státusukat. A latin gyökerű, de a kérdőívet angol nyelven kitöltők esetében szintén ugyanezt találták, ami arra mutat rá, hogy elsősorban nem a nyelvi forma, hanem az eltérő kulturális háttér okozhatta a csoportok közötti eltérést (Lee–Grant [2009]). Ezért a magyar nyelven fellépő kontextushatás nem működik okvetlenül azonos módon az angollal, vizsgálata önmagában is indokolt.

A témával foglalkozó kutatásoknak fontos és érdekes szociológiai aspektusa lehet, hogy melyek az inkább vagy kevésbé kontextusérzékeny társadalmi csoportok. Angelusz–Tardos [2006] tanulmányában például az iskolázottság és a település bizonyult fontos tényezőnek. A budapestiek, illetve a magasabb iskolai végzettségűek voltak azok, akik nagyobb arányban változtatták meg véleményüket, azaz a szövegkörnyezet jelentősen befolyásolta válaszukat.

<sup>4</sup> Osztott mintás kísérlet keretében természetesen nemcsak az eltérő kérdőíves felépítéseket vizsgálhatjuk, hanem lehetőségünk nyílik egyéb módszertani jellemzőbeli különbségekre, például az eltérő adatfelvételi módok tesztelésére is.

<sup>5</sup> Mint korábban említettük, a kontextushatás elsősorban nem ténybeli, hanem perceptuális, attitűd- és véleménykérdések esetében jellemző; ilyenkor a tényadatokra épülő külső validálás lehetősége általában nem áll rendelkezésre.

<sup>6</sup> Lásd a biostatistikai irodalomban a randomizált kontrollált kísérlet szembeállítását az ismételt mérés design-nal. Utóbbi oksági bizonyítékként való felhasználásához például a korábbi beavatkozás „kimosódását” kell garantálni, illetve azt, hogy a mérések között eltelt idő nem változtatta meg a körülményeket.

## 1.2. A kontextushatás típusai

A kontextushatás egyes kategóriáit a továbbiakban csak röviden ismertetjük; részletesen az esettanulmányunk elméleti háttérét adó kérdéssorrendtípusra térünk ki.

1. ábra. A kontextushatás típusai  
(Types of context effects)



*Válaszsorrend.* E típus esetén alapvetően meghatározó a lekérdezés módja. Amikor a válaszadó írásban találkozik a válaszlehetőségekkel (például egy önkítöltős kérdőív esetében), akkor általában az első alternatíva az, amelyet inkább „favorizál”. A szóbeli felsoroláskor (például személyes vagy telefonos adatfelvételnél) viszont az utolsóként említett választ preferálók aránya nő meg (Kalton–Collins–Brook [1978], Kalton–Schuman [1982]).

*A kérdés megfogalmazása.* A kérdőív felépítésekor a legelemibb szinteken, a szavak, kifejezések, mondatok megfogalmazásának szintjén is megfontoltan kell eljárunk. Jelentésüket tekintve egyenértékűnek tartott kérdések ugyanis eltérő eredményekre vezethetnek. A kontextushatás kutatásának hőskorában, az 1940-es években született a téma egyik első kísérlete, amelyből kiderült: a demokráciaellenes nyilvános beszédekkel kapcsolatos attitűdök vizsgálatakor az engedni – nem tiltani és a nem engedni – tiltani kifejezések nem használhatók egymás szinonimájaként (Rugg [1941]).

*„Egyetért” típusú kérdések.* Jellemző, hogy tartalomtól függetlenül a válaszadók inkább hajlanak arra, hogy egyetértsenek a megfogalmazott állításokkal, minthogy ellenezzék azokat (Schuman–Presser [1981], Kalton–Schuman [1982]). A hatás kiküszöbölésére alkalmas lehet a kötelező választás, amikor egyetértés helyett arra

kérjük a válaszadót, hogy mondja meg, a két alternatíva közül melyikkel ért inkább egyet. A hatás kontroll alatt tartására pedig érdemes többféleképpen és ellentétes módon is feltenni a kérdést, majd az így keletkező változókból egy aggregált mutatót előállítani.

*Kiegyensúlyozás.* Ez a típus általában attitűd- és véleménykérdések esetében merül fel. Ekkor arra kérjük a válaszadót, hogy (érték)választást tegyen. A kérdőív szerkesztője alapvetően három lehetséges verzió közül választhat: nem alkalmaz kiegyensúlyozást (unbalanced question – Támogatja-e Ön X-et?), jelképes kiegyensúlyozást (token alternative – Ön X-et vagy nem X-et támogatja?), illetve érdemi kiegyensúlyozást (substantive alternative – Ön X-et vagy Y-t támogatja?) alkalmaz. Az osztott mintás adatfelvételek eredményei alapján jelképes kiegyensúlyozásnál nincs szignifikáns eltérés a kiegyensúlyozatlan kérdéshez képest, míg érdemi kiegyensúlyozás esetében már – általában – van (Noelle-Neumann [1970], Schuman–Presser [1981]).

*Középső válaszlehetőség.* A skálahasználat egyik központi dilemmája a középső, semleges válaszlehetőség alkalmazása. Vajon olyan skálát adjunk-e meg, amely tartalmaz középső válaszlehetőséget? Amennyiben megengedjük, hogy legyen semleges válasz, akkor azt kifejezetten felajánljuk-e a válaszadónak, vagy csak spontán előforduláskor fogadjuk el? A dilemma feloldására nincs jó megoldás, ugyanis amennyiben van középérték, akkor a közép felé húzás veszélyével kell számolnunk (nehezen érthető kérdéseknél ez a hatás növekszik). Míg ellenkező esetben megfosztjuk a ténylegesen „középen állókat” a valódi véleménynyilvánítástól (Kalton–Schuman [1982]).

*Skálahossz és címke.* A skála hosszának vagy címkéjének megválasztásával a válaszokat is befolyásolhatjuk. Kérdés például, hogy páros vagy páratlan, illetve rövidebb vagy hosszabb skálát megadva tegyük-e fel kérdésünket. Egyes kutatások (Dawes [2002], Cox [1980]) a skála hosszára vonatkozóan arra az eredményre jutottak, hogy a kilenc- vagy tízfokú skálák az ötfokúakhoz képest már nem jelentenek sokkal nagyobb információmennyiséget. További kérdés, hogy címkézzük-e a skálát – azaz a számértékhez szöveges útmutatót is adjunk –, és amennyiben igen, miképp. Megfigyelhető például, hogy a hosszából eredő torzító hatások kevésbé érvényesülnek egy felcímkézett skálán, ugyanis a válaszadáskor a megkérdezett nem egy számot, hanem címkét választ (Schwarz *et al.* [1991]).

*A „Nem tudom” válaszok kezelése.* Az adatfelvételek során bevett eljárás, hogy a kérdezőbiztos nem kínálja fel közvetlenül a „Nem tudom” válaszlehetőséget, hanem csupán annak válaszadó általi spontán említése esetén kódolja oda a választ. Ezt általában azzal indokolják, hogy amikor a kérdés részeként tüntetik fel a lehetőséget, akkor jelentősen megnő a „Nem tudom” opciót választók aránya (Kalton–Schuman [1982]). Mégis két fontos érv hozható fel a kérdés beépítése mellett: egyrészt bizonyos esetekben (például pártpreferencia mérésekor) kifejezetten fontos ismernünk



azokat, akiknek nincs véleményük, nem tudják a választ, nem tudnak választani, vagy nem akarnak válaszolni a kérdésre. Másrészt a válaszlehetőség(ek) kihagyásának megvan az a veszélye, hogy nyomást helyezünk a kérdeztet, azaz úgy érzi majd, mindenképpen választ kell adnia a kérdésre, még akkor is, ha nincs azzal kapcsolatban határozott válasza. A véleménykérdések esetében ez a veszély nagyobb.

Ha azt feltételezzük, hogy a válaszadók többségének nem biztos, hogy van véleménye az adott témáról, szűrőkérdést szokás használni. Survey-kísérletek alapján ennek alkalmazása átlagosan 20-25 százalékkal növelte a „Nem tudom” válaszok arányát; e mutató értéke ismertebb témák esetében alacsonyabb, míg kevésbé ismerteknél magasabb volt (Schuman–Presser [1978], Bishop–Oldendick–Tuchfarber [1980]).

### 1.3. Kérdéssorrend

A kérdéssorrendet tekintve tulajdonképpen a kérdések, blokkok logikai összefüggéséből fakad a kontextushatás. Az adott kérdést megelőző kérdőíves tartalom a válaszadó gondolati terébe behív valamilyen kognitív tartalmat, asszociációs, gondolati láncot hozva létre. Amennyiben érvényesül a kérdéssorrendből fakadó hatás, a kérdező nem tudja függetleníteni válaszát a korábban elhangzottaktól. A pszichológiában ez az ún. előfeszítés (priming), tehát az, amikor az aktív memóriában levő információ korábbi aktiválása, előzetes felidézése befolyásolja (előhangolja, előfeszíti) a későbbi információk feldolgozását.

Míg a kontextushatás korábbi típusai lokálisan fejtik ki hatásukat, azaz befolyásuk csak az adott kérdésen belül érvényesül, addig a kérdéssorrend – értelemszerűen – egy kérdésen túl is hat.

A kérdéssorrend egyik altípusa, amikor azonos válaszformátumú kérdések sorozatát kérdezik le a válaszadótól. Amennyiben nincs kifejezetten okunk a kérdések egy adott logikai sorrendjéhez ragaszkodni, akkor e hatás csökkentésére ajánlott eljárás a kérdéssorrend randomizált „kiosztása” a kérdőívek között. Bár ez nem küszöböli ki a kontextushatást, elosztja azt az itemek halmazán, így egyetlen item sem lesz előnyös vagy hátrányos helyzetben listabeli pozíciója miatt a többihez képest. Alkalmazását természetesen a kivitelezés költségigényét és nehézségét figyelembe véve szükséges megfontolni, amely a lekérdezés módja szerint szélsőségesen eltérő lehet.

A kérdéssorrendből fakadó hatások tipikus példája, amikor megváltoztatjuk az értelmezési keretet (altering the frame), amelyben a kérdés interpretációja történik. Ennek egyik elhíresült esete a következő két kérdéshez kapcsolódik:

*Kommunista riporter item:* Mit gondol, az Amerikai Egyesült Államoknak engednie kéne, hogy más országokból kommunista újságok riporterei ide jöjjenek és híreket tudósítsanak?

*Amerikai riporter item:* Mit gondol, a kommunista országoknak – mint például Oroszország – engedniük kéne, hogy amerikai újságok riporterei oda menjenek és híreket tudósítsanak?

Először Hyman–Sheatsley [1950] tesztelték az előbbi kérdések sorrendjéből fakadó kontextushatást egy osztott mintás kísérlet keretében. Szignifikáns eltérést tapasztaltak a két alminta között: azok a válaszadók, akik először az amerikai riporter itemre válaszoltak, nagyobb valószínűséggel engedték meg a kommunista riporterek számára, hogy Amerikába menjenek. Schuman–Presser [1981] évtizedekkel később reprodukálva a kísérletet, hasonló eredményre jutott, bár az eltérés mértéke kisebb volt, a hatás azonban továbbra is szignifikáns maradt.

Schuman–Kalton–Ludwig [1983] újra megismételték a kísérletet, de a mintát három almintára osztották: az előbbi két elrendezésen túl a harmadikban a két kérdés között 17 egyéb kérdés<sup>7</sup> is szerepelt. A kontextushatás az előző kísérletekben tapasztaltakhoz hasonlóan nemcsak akkor ismétlődött meg, amikor a kérdések közvetlenül követték egymást, hanem akkor is, amikor 17 kérdés választotta el őket egymástól. A tanulmány fontos következtetése, hogy egy kérdés hatása nem feltétlenül korlátozódik a közvetlen környezetére, így nem minden esetben tudjuk jelentősen redukálni vagy eliminálni a hatást azzal, ha az adott kérdéseket „szétszórjuk” a kérdőívben.

A behívott témák időbeli hatásának mérése nehézkes és ellentmondásos. Alapvetően úgy tűnik, hogy időben nem tart tovább pár percnél (Gaines–Kuklinski [2007]), de befolyásoló erejét – mint láthattuk – nem minden esetben zárhatjuk ki teljességgel.

A kevés magyar nyelven végzett kísérletek egyike Angelusz–Tardos [2006] 2003. novemberi politikai témájú kutatása, amely a kérdéssorrend jelenségén belül szintén az értelmezési keret megváltoztatásának hatását vizsgálta. Az első kísérletben az aktuális és a korábbi kormányok értékelésére vonatkozó kérdést az egyik alminta esetében gazdasági téma előzte meg, míg a másiknál külpolitikai kérdéskör.<sup>8</sup> Az akkori (Medgyessy-) kormány teljesítményének megítélése negatívabb volt, amikor a gazdasági téma vezette be a kérdést. A szerzőpáros másik, szintén tanulságos kísérlete a kontextus szubjektív osztályidentifikációra gyakorolt hatását vizsgálta. Az egyik esetben a válaszadó személyére vonatkozó kérdések előzték meg az önbesorolást, így közvetlenül a személyi és a háztartási jövedelem után következett a kérdés. A másikban viszont „konfliktusos jellegű” szövegkörnyezet, azaz több meg-

<sup>7</sup> Ezek elsősorban standard demográfiai és etnikai csoportokkal szembeni attitűdöt vizsgáló kérdések voltak, témájukban egyik sem kapcsolódott a másik két kérdéshez.

<sup>8</sup> Fontos röviden ismertetni az akkori társadalmi-politikai viszonyokat. A kérdést megelőző két kérdésblokk közül a gazdaságot lehetett politikailag érzékenyebb témának tekinteni, ugyanis az adatfelvételt megelőző időszakban a lakosságot negatívan érintő gazdasági intézkedéseket vezettek be a költségvetési helyzet javítása érdekében, ami miatt az akkori (Medgyessy-) kormány megítélése romlott. Míg a másik változat, amelyben a NATO-tagság megítélése szerepelt, nem volt megosztó, ugyanis a lakosság kétharmada egyetértett azzal, hogy az ország belépjen a szövetségbe (Angelusz–Tardos [2006]).

osztó téma (a vallás társadalmi szerepe, határon túli magyarok, adóterhek) került az önbesorolás elé. A személyes-családi szöveggörnyezet nagyobb arányban eredményezett középosztálybeli identifikációt, a politikai problémák kontextusa pedig munkás- és alsó osztálybeli önbesorolást.

A kérdéssorrend egyik további speciális típusa a rész-egész hatás (part-whole contrast effect), mely az egymással rész-egész viszonyban levő kérdések esetén merül fel. Ekkor az egyik kérdés átfogóan, összegzően kérdez rá az adott témára, míg a többi annak egy-egy részterületét boncolgatja. Ha az általános és a konkrét kérdések sorrendjét megváltoztatjuk, azt tapasztalhatjuk, hogy a konkrét kérdésekre adott válaszok értékei nem mutatnak különbséget, míg az általános, összegző kérdés esetében szignifikáns az eltérés (*Schuman–Presser–Ludwig* [1981], *Kalton–Collins–Brook* [1978]). További megfigyelés, hogy az általános állítással való egyetértés maga után vonja a specifikusabb állításokkal való egyetértést, de ez fordítva nem igaz.

A kérdéssorrenddel foglalkozó cikkek egy külön csoportja a szubjektív egészségi állapotra<sup>9</sup> vonatkozó kutatásokat tárgyalja. E szubjektív indikátor becslési érvényessége különösen azért fontos, mert a várható élettartam növelésén túl egyre jelentősebb népegészségügyi kérdéssé vált, hogy az így nyert életévek milyen minőségűek. Az eddig ismertett kísérleti elrendezéshez (osztott mintás kísérlethez) képest itt jellemzően ún. előtte-utána (before-after) kérdezés történik (például *Bowling–Windsor* [2008], *Lee–Grant* [2009], *Crossley–Kennedy* [2001], *Lee et al.* [2016]), azaz a kérdést kétszer teszik fel a kérdőívben: egyszer az elején, az egészségüggyel összefüggő kérdéseket megelőzően, majd újra e kérdések után. Itt tehát az egyén szintjén van lehetőség összevetni, hogy látunk-e változást az adatokban. Az objektív egészségügyi kondíciókra vonatkozó kérdéseket követően a válaszadók egy része első válaszához képest saját általános egészségügyi állapotát már jobbnak ítéli, és e véleményváltozása oly mértékű, hogy az adatokban szignifikáns eltérést okoz (*Bowling–Windsor* [2008], *Lee–Grant* [2009]).

## 2. A kérdéssorrendből fakadó kontextushatás tesztelése survey-kísérlet keretében

Kutatásunk során survey-kísérletet végeztünk a kérdéssorrendből fakadó kontextushatás mérésére. Egy, a „Demokrácia” blokkban szereplő kérdéssort változtattuk meg: az egyik esetben a politikai részvétel különböző formáinak jelentőségét

<sup>9</sup> A kérdés általában a következőképpen szerepel: „Általánosságban azt mondaná, hogy az egészségi állapota kitűnő/nagyon jó/jó/elég jó/rossz/nagyon rossz?” Rendszerint a használt skála hossza, valamint címkéi változnak az egyes kérdőívekben.

mérő állítások előtt, míg a másikkban ezek után kérdeztünk rá, hogy a válaszadó számára mennyire fontos az ország demokratikus működése.

Kétváltozós elemzések, homogenitás tesztek, majd többváltozós binomiális logisztikus regressziós modellek segítségével vizsgáltuk, hogy az adatainkban tapasztalt eltérések vajon köszönhetőek-e az eltérő kérdezési módnak.

## 2.1. Módszertan

Az elemzés alapjául szolgáló adatok a *Jó Állam Véleményfelmérés 2018* adatfelvételtől<sup>10</sup> származnak. A Nemzeti Községi Szolgálati Egyetem megbízásából 2016-tól kezdve minden évben lekérdezésre kerül az állammal és alrendszereivel kapcsolatos lakossági percepciók, attitűdök és elégedettségek feltárását szolgáló kérdőív a magyar, lakcímmel rendelkező 18 évnél idősebb lakosság körében. Az adatok felvétele 2018. április 20-a és május 23-a között zajlott.<sup>11</sup> A kérdezőbiztosok személyesen keresték fel a válaszadókat, majd a válaszaikat tableten rögzítették.

Az elemzéshez használt teljes minta 2 450 főből állt, amelyet nem, kor, településtípus és megyék szerint két, önmagában is reprezentatív almintára (1 223 és 1 227 fő) osztottunk fel. A kiválasztott településekről közel fele-fele arányban, véletlenszerűen kerültek be a válaszadók az egyes almintákba. A véletlen séta folyamán a kérdezőbiztos csak egy kérdőívverziót kérdezett, míg ezzel „térben párhuzamos” útvonalon<sup>12</sup> zajlott a másik alternatíva adatfelvétele.<sup>13</sup>

A kísérlet során a következő, „Demokrácia” blokkban szereplő kérdéssort változtattuk meg. E blokkban arra kérdeztünk rá, hogy a válaszadók miképp vélekednek a

<sup>10</sup> Kétlépcsős, rétegzett valószínűségi mintavételt hajtottunk végre. Első körben a települések kerültek a mintába, majd a véletlen séta módszerével a háztartásokat választottuk ki. A háztartáson belüli személy kiválasztásához a születésnapos módszert alkalmaztuk.

<sup>11</sup> A vizsgált kérdésblokk (Demokrácia) szempontjából érdemes megemlíteni, hogy a felmérés az országgyűlési választásokat követő második hétvégén kezdődött meg. Mivel a két al minta kérdezése időben párhuzamosan zajlott, így feltételezhető, hogy a külső hatások és a belpolitikai események hasonlóan befolyásolták az eltérő kérdőívekre válaszolókat.

<sup>12</sup> A véletlen séta kezdőpontjainak és várható útvonalainak kijelölésekor az adatfelvételt végző cég törekedett arra, hogy ezek az utak térben közel párhuzamosak legyenek; így az adott település társadalomszerkezetét mindkét útvonal jól reprezentálja.

<sup>13</sup> Ez a kísérleti elrendezés felveti a kérdezőbiztosi hatás lehetőségét: amennyiben a kérdezőbiztosok jelentős része kizárólag vagy döntő többségében egy almintát kérdez, a kérdezői hatás önmagában is torzítólag hathat. A kérdezőbiztosok 71,3 százaléka azonban közel fele-fele arányban mindkét almintát kérdezte, ráadásul mindezt többségében (70,6%) úgy, hogy a kétféle kérdőívet ugyanazon a településen vette fel. Ez összesen 1 949 fő válaszait érinti. Az elemzéseket a többi válaszadó (501 fő) nélkül is lefuttattuk: a később bemutatott összefüggések, hatáserősségek közel azonosak maradtak.

politikai részvétel különböző formáinak jelentőségéről, valamint mennyire tartják fontosnak a demokratikus államberendezkedést Magyarországon.<sup>14</sup>

2. táblázat

*A „Demokrácia” blokk kontextushatást mérő kérdésének helye a két almintában*  
(Context effect measuring question of the ‘Democracy’ block in the two subsamples)

I. almintá	II. almintá
Ön mennyire tartja fontosnak, hogy	
éljen a választójogával?	az ország demokratikusan működjön?
a választásokon különböző pártok közül választhasson?	éljen a választójogával?
az ország kiemelt ügyeiről népszavazással dönthessen?	a választásokon különböző pártok közül választhasson?
beleszólhasson a helyi közügyekbe?	az ország kiemelt ügyeiről népszavazással dönthessen?
szabadon kifejtthesse véleményét politikai kérdésekben?	beleszólhasson a helyi közügyekbe?
részt vehessen politikai megmozdulásokon, rendezvényeken?	szabadon kifejtthesse véleményét politikai kérdésekben?
az ország demokratikusan működjön?	részt vehessen politikai megmozdulásokon, rendezvényeken?

*Megjegyzés.* A táblázatban a kontextushatást mérő kérdés celláját szürkével jelöltük.

A 2. táblázatban szereplő kérdések között rész-egész viszony áll fenn: „egész” – „Ön mennyire tartja fontosnak, hogy az ország demokratikusan működjön?”; „rész” – a többi kérdés, ugyanis a felsorolt állampolgári jogok, politikai részvételi formák megléte és gyakorlása nélkül nem beszélhetünk demokráciáról. Az I. almintában az „egész” jelentő kérdést a kérdéssor végén, míg a II. almintánál az elején helyeztük el.

Ez az elrendezés lehetővé teszi a rész-egész viszonyból fakadó kontextushatás vizsgálatát. Arra keressük a választ, hogy megfigyelhető-e szignifikáns eltérés a két almintá között. Fontos kiemelni, hogy a minta random kettéosztása csak várható értékben jelenti a két minta azonosságát; a konkrét egyedi megvalósulást tekintve azok eltérhetnek egymástól. Ezért szükség lehet az elemzés során a minták homogenizálására (a demokrácia megítélését befolyásoló [például demográfiai] változók alapján). Ha szignifikáns eltérést találunk a két almintá között, második lépésben arra

<sup>14</sup> A válaszokat négyfokú Likert-skálán mértük: 1 – Egyáltalán nem fontos, 2 – Nem túl fontos, 3 – Elégé fontos, 4 – Nagyon fontos.

keresünk választ, hogy az elsődlegesen az alminták különbözőségéből vagy a tényleges kontextushatásból fakad?

Hipotézisünk szerint szignifikáns eltérést fogunk tapasztalni a két almintá összehasonlításakor az ország demokratikus működésének fontosságát mérő függő változó válaszmegoszlására nézve. Mégpedig abban az esetben, amikor a függő változó a kérdéssor végén szerepel, szignifikánsan nagyobb lesz azoknak az aránya, akik számára eléggé/nagyon fontos, hogy az ország demokratikusan működjön. A várakozásunk alapján többváltozós elemzések (binomiális logisztikus regressziós modellek) segítségével igazolható lesz, hogy az alminták közötti szignifikáns eltérés elsősorban a kontextushatásnak tudható be. Ez a hatás feltételezésünk szerint (a rész-egész hatásból következően) annak köszönhető, hogy amennyiben a konkrét elemektől haladunk az általános felé, a válaszadóval „végiggondoltatjuk” a demokrácia egyes építőköveit, és így a demokrácia fontosságáról egy sokkal átgondoltabb, nem benyomásműködő véleményt kapunk.

## 2.2. A survey-kísérlet eredményei

Már a leíró statisztika alapján is kitűnik, hogy a válaszmegoszlások jelentős mértékben eltérnek egymástól. Az I. almintá esetében – tehát, amikor utoljára tettük fel a kontextushatást mérő kérdést – a demokratikus működést nagyon fontosnak tartók aránya több mint másfélszeres, míg az egyáltalán nem fontosnak tartóké egyötöde a II. almintához képest. A szakmailag relevánsnak ítélt eltéréseket statisztikai próbák is igazolják: a khí-négyzet próba és az ordinalitást figyelembe vevő Wilcoxon-féle rangpróba alapján az eltérés statisztikailag szignifikáns<sup>15</sup> az összes válaszkategória esetében.<sup>16</sup> A Cramer-féle  $V$  szerint adott szabadságfok mellett az eltérés nagyinak ítéltető (*Cohen* [1988]).

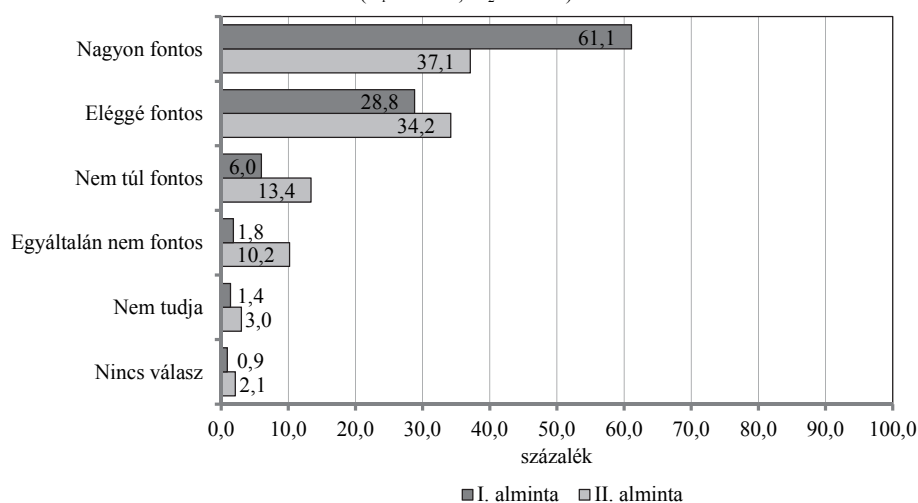
A kétváltozós elemzés során tehát azt tapasztaltuk, hogy a kérdéssorrend – azaz az eltérő almintába kerülés – szignifikánsan hat a demokrácia fontosságát mérő függő változóra. Érdekes azonban megvizsgálni, hogy vajon ez az összefüggés nem csupán a két almintá eltérő összetételének köszönhető-e. Az eredmények ellenőrzése érdekében ezért indokolt olyan többváltozós elemzéseket is végezni, melyek során feltételezhetően összemossa (azaz a célváltozóval kapcsolatban levő és a két mintában eltérő megoszlást mutató) változókra kontrollálunk. Kontrollváltozóként szociodemográfiai, valamint a választási hajlandóságot és az étellel való elégedettsé-

<sup>15</sup>  $p$ -érték  $< 0,001$ ; szabadságfok: 3;  $\chi^2$ : 201,804; Cramer-féle  $V$ : 0,284.

<sup>16</sup> Mivel a logisztikus regressziós modellben a függő változó dummyként került bevonásra, így is ellenőriztük az összefüggéseket. Azok továbbra is szignifikánsak maradtak ( $p$ -érték: 0,000; szabadságfok: 1;  $\chi^2$ : 125,759; Cramer-féle  $V$ : 0,231).

get mérő változókat vonunk be a modellbe. Binomiális logisztikus regressziós építése mellett döntöttünk.<sup>17</sup>

2. ábra. A demokrácia fontosságáról alkotott vélemények megoszlása az egyes alminták szerint  
(Distribution of opinions on the importance of democracy by subsample)  
( $N_1 = 1\,223$ ,  $N_2 = 1\,227$ )



Mivel az alminták közötti eltérésekre fókuszálunk, megvizsgáltuk, hogy a két almintá a modellbe bevonni kívánt kontrollváltozók alapján mennyire tekinthető homogénnek. A 3. táblázatban közzétett eredmények szerint azok valamennyi független változó tekintetében homogének. Ez azonban nem jelenti azt, hogy nem léphet fel összemosódás, hiszen e változók egymással interakcióban is létrehozhatnak ilyen hatást.

3. táblázat

A homogenitásvizsgálatok eredményei  
(Results of homogeneity tests)

Vizsgált változó	Próba	Eredmény	p-érték
Nem	khí-négyzet próba	homogén	0,603
Kor	független mintás t-próba	homogén	0,676
Iskolai végzettség	khí-négyzet próba	homogén	0,906
Településtípus	khí-négyzet próba	homogén	0,999
Pártkötődés – választási hajlandóság	khí-négyzet próba	homogén	0,775
Élettel való elégedettség	független mintás t-próba	homogén	0,715

<sup>17</sup> Ehhez a leíró statisztikában látott gyakorisági eloszlások alapján a függő változót kétértékűvé kódoltuk át: 0 – egyáltalán nem/nem túl/eléggé fontos, 1 – nagyon fontos számára, hogy az ország demokratikusan működjön.

Az általunk vizsgált, egymásba ágyazott (nested) modelleket<sup>18</sup> és az azokba bevont változók pontos körét a 4. táblázat tartalmazza. A modellek két nagyobb csoportja különíthető el: az elsőben (a táblázatban A-val jelölve) először az alminta változót vontuk be, majd fokozatosan a többi független változót is. A második csoport esetében (a táblázatban B-val jelölve) viszont ugyanabban a sorrendben, de az alminta változó kihagyásával történt a modellépítés. Ez az elrendezés lehetőséget ad arra, hogy minden lépésben összevethessük, jobb-e az a modell, amely számol az eltérő kérdéssorrend hatásával. A fokozatos bevonás pedig lehetőséget ad a korábban bevont független változók hatásának magyarázatára.

Az így definiált modellek alapvetően leíró modellek, céljuk az alminta hatásának kontrollálása néhány feltételezhető összemosó változóra, illetve az alminta változó hatásának megértése a fokozatos modellbővítés révén. Nem volt célunk a függő változó, vagyis a demokráciával való elégedettség komplex mechanizmusának feltárása (tehát előrejelző modell építése), e néhány változó nyilván kevés is lenne e célra.

4. táblázat

*Logisztikus regressziós modellek*  
(Logistic regression models)

Változó	Modell													
	1/A	2/A	3/A	4/A	5/A	6/A	7/A	2/B	3/B	4/B	5/B	6/B	7/B	
Alminta														
Nem														
Kor														
Iskolai végzettség														
Településtípus														
Pártkötődés – választási hajlandóság														
Élettel való elégedettség														
<i>p</i> -érték	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,193	0,386	0,062	0,027	0,000	0,000	

<sup>18</sup> Egymásba ágyazott modellek alatt azt értjük, amikor az újabb modellek tartalmazzák a korábbi modellek valamennyi változóját.



Kutatási kérdésünk szempontjából fontos felhívni a figyelmet arra, hogy az almintá változót nem tartalmazó modellek csak a választási hajlandóság, valamint az étellel való elégedettség változók belépésével válnak szignifikánssá (a likelihood-hányados-próba alapján), vagyis a demográfiai változók nincsenek kapcsolatban a függő változóval. A továbbiakban ezért csak a szignifikáns modelleket elemezzük.

A modellek illeszkedésének jóságát többféle illeszkedésmutató segítségével vizsgáltuk. A kapott értékeket az 5. táblázat tartalmazza. A szakirodalomban leggyakrabban hivatkozott pszeudo  $R^2$ -mutatókat használtuk: a McFadden-féle korrigált  $R^2$ -t, a Cox–Snell-féle  $R^2$ -t, ennek korrigált változatát, a Nagelkerke-féle  $R^2$ -t, valamint az OLS  $R^2$ <sup>19</sup> és az  $R^2_{LA}$  illeszkedésmutatót. Mindegyik mutató 0 és 1 között vesz fel értékeket, a nagyobb érték a jobb illeszkedést jelzi. Az eredmények értelmezéséhez tudni kell, hogy ezek a mutatók általában alulbecsülik az összefüggés erősségét, és a lineáris modellek  $R^2$ -mutatójánál kevésbé jól magyarázhatók (Barna–Székelyi [2002], Walker–Smith [2016]). Ezért inkább a modellek összevetésére, mint az önálló interpretációjukra alkalmasak.

5. táblázat

*A logisztikus regressziós modellek illeszkedésmutatói*  
(Measures of goodness-of-fit for the logistic regression models)

Illeszkedésmutató	Modell									
	1/A	2/A	3/A	4/A	5/A	6/A	7/A	5/B	6/B	7/B
McFadden-féle korrigált $R^2$	0,037	0,037	0,036	0,037	0,037	0,042	0,050	0,000	0,003	0,009
Cox–Snell-féle $R^2$	0,052	0,052	0,053	0,056	0,057	0,063	0,074	0,004	0,011	0,019
Nagelkerke-féle $R^2$	0,070	0,071	0,071	0,074	0,074	0,084	0,099	0,005	0,014	0,025
$R^2_{LA}$	0,039	0,039	0,038	0,040	0,042	0,051	0,058	0,003	0,011	0,016
OLS $R^2$	0,053	0,054	0,054	0,057	0,061	0,074	0,086	0,007	0,020	0,027
AUC	0,615	0,621	0,623	0,634	0,640	0,658	0,672	0,549	0,578	0,599

Míg az előbbi mutatók a modell kalibrációját vizsgálják, az AUC (area under curve – ROC-görbe alatti terület) segítségével a modellek diszkriminatív képessége is jellemezhető. Az AUC szintén 0 és 1 közötti értékeket vehet fel; a 0,7 feletti érték már elfogadhatónak tekinthető (Hosmer–Lemeshow [2004]).

Számunkra a legfontosabb eredmény az, hogy azok a modellek, amelyek tartalmazzák a kérdéssorrendből fakadó kontextushatás indikátoraként használt almintá változót, jobb illeszkedést mutatnak. Emellett a kalibrációs, valamint a diszkrimina-

<sup>19</sup> OLS (ordinary least squares): legkisebb négyzetek módszere.

tív képesség szempontjából is jobban teljesítenek. Az illeszkedésmutatók alapján az is megállapítható, hogy összességében egyik modell sem illeszkedik kifejezetten jól adatainkra, mivel a modellekből több is kimaradt a demokráciával való elégedettség meghatározó tényezők közül (bár a megjelenítettek jórészt szignifikáns hatásúak). Ez az eredmény megfelel várakozásunknak, hiszen, mint korábban jeleztük, nem volt célunk az elégedettség kialakulásának magyarázata.

A fokozatosan bővülő modellek lehetőséget adnak a korábban bevont változók hatásának megértésére, ezért az egymásba ágyazott logisztikus regressziós modelleket is összemértük. Az LRT (likelihood ratio test – valószínűséghányados-próba)<sup>20</sup> megközelítőleg khi-négyzet eloszlást követ, amelynek 1 szabadságfok és 95 százalékos szignifikanciaszint mellett 3,84 a kritikus értéke. Vagyis, ahol a 6. táblázatban ennél magasabb értékek szerepelnek, ott a nagyobb (második oszlopban található) modell szignifikánsan jobban illeszkedik, azaz az új változó bevonásával sikerült érdemben növelnünk a modell magyarázó erejét.

6. táblázat

*Az összevetett modellek és az LRT értékei*  
(Compared models and the LRT values)

Összevetett modellek		LRT
1/A	2/A	1,485
2/A	3/A	0,330
3/A	4/A	12,470**
4/A	5/A	8,860**
5/A	6/A	32,370***
6/A	7/A	92,351***
5/B	5/A	127,914***
6/B	6/A	130,710***
7/B	7/A	138,146***

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

<sup>20</sup> Az LRT az egymásba ágyazott, ún. nested modellek összehasonlítására alkalmazható. A tesztstatisztika nullhipotézise szerint nem történt javulás, azaz a kisebb, kevesebb független változót tartalmazó modell illeszkedéséhez képest a nagyobb modell szignifikánsan nem biztosít jobb illeszkedést. Az LRT számításának módja:

$$LRT = -2 \log_e \left( \frac{L_0(\theta)}{L_1(\theta)} \right), \text{ ahol } L_0 \text{ a kevesebb, } L_1 \text{ pedig a több paramétert tartalmazó modell likelihood}$$

függvénye. A tesztstatisztika megközelítőleg khi-négyzet eloszlást követ, amelynek szabadságfokát a modellek paramétereinek különbsége adja meg.

Azok a modellek, amelyek számoltak azzal, hogy a válaszadó melyik almintába került, szignifikánsan jobban teljesítenek, mint azok, amelyekbe nem került be az eltérő kérdéssorrend indikátora. Az iskolai végzettség, a pártkötődés (választási hajlandóság), de leginkább az étellel való elégedettség bevonása javított a modelleken.

Mivel nem volt célunk a demokráciával való elégedettség létrejöttének magyarázata, ezért a regressziós együtthatók átalakításától, értelmezésétől eltekintünk.

Az előbbiekben bemutatott eredmények statisztikailag bizonyítják, hogy az eltérő almintába kerülés, azaz a különböző kérdéssorrend befolyásolta a megkérdezettek válaszát az „*Ön mennyire tartja fontosnak, hogy az ország demokratikusan működjön?*” kérdésre. Természetesen kellő körültekintéssel kell kezelnünk az adatokból levont következtetéseiket. Nem szabad ugyanis elfeledkeznünk arról, hogy a két kérdőív nem csupán ezt az egy elemet tekintve különbözött, mivel néhány kérdésblokkot csak az egyik vagy a másik almintára tettünk fel. Bár úgy tűnik, hogy a behívott témák hatása időben általában nem tart pár percnél tovább (Gaines–Kuklinski [2007]), ennek befolyásoló erejét nem zárhatjuk ki teljességgel.

### 3. Záró gondolatok

A kontextushatás – azaz a kérdőív felépítéséből származó nem mintavételi hiba – számos módon torzíthatja válaszainkat. E hatás teljes mértékű kiküszöbölése lehetetlen, sokszor felismerése, mérése is korlátozott. Felmérések tervezőiként vajon mit tehetünk mégis annak érdekében, hogy csökkentsük az ebből fakadó torzító hatást, és növeljük válaszaink érvényességét? A következőkben néhány olyan javaslatot fogalmazunk meg, melyeket érdemes figyelembe venni a kérdőívek kialakításakor, az adatfelvétel megtervezésekor.

A kontextushatások azonosításában segítségünkre lehet a kognitív interjúk alkalmazása, valamint a kérdőív előtesztelése. Ezek hozzájárulnak ahhoz, hogy megértjük, a válaszadók miképp értelmezték a kérdést, milyen gondolati utat bejárva jutottak el a válaszhoz, milyen válaszadói stratégiát alkalmaztak, hogyan viselkedtek válaszadás közben.

A kérdőív szerkesztését érdemes kutatótársak bevonásával megvalósítani, hogy ezzel is csökkentsük a kutatói egyoldalúság, szubjektivitás hatását.

Bár a költségeket jelentősen emeli, mégis, amennyiben a lehetőségek engedik, célravezető többféle kérdőíves változat és kísérleti elrendezés együttes vizsgálata. A randomizált kérdéscsoportok vagy a kérdéssorrend szisztematikus megváltoztatása nem feltétlenül igényel többletköltséget; nem küszöböli ki ugyan a kontextushatást, de elosztja azt a kérdések között, így a sorrendből eredő pozíció nem jelent majd

egyetlen item számára sem előnyös vagy hátrányos helyzetet. A kontextushatást pedig mérhetővé tehetjük, ha a kérdést a kérdőívben többször is feltesszük, vagy egyéb survey-kísérleteket is alkalmazunk.

Fontos, hogy standard kérdőíveket alkalmazzunk azonos adatfelvételi körülmények mellett. Amennyiben új témákat emelnénk a kérdőívbe, azokat érdemes a kontextushatás kiiktatása céljából a kérdőív végére elhelyezni. A szövegkörnyezet homogenitása, a kontextus változatlansága biztosítja a kontextushatás kontroll alatt tartását, és így lehetőségünk nyílik idősoros összehasonlításra. Ezáltal bár kontextushatás terhelheti az eredményeinket, a többéves adatsorokból az elmozdulásokat, trendeket biztonsággal detektálni tudjuk.

A kontextushatás kérdésköre kapcsán etikai kérdések is felmerülnek. Egyrészt a hatásmechanizmusok feltárása maga után vonhatja, hogy egyes kérdőívekben törekedni fognak a tudatos előidézésekre (lásd a korábban említett push poll-ok jelenségét). Lényeges tehát, hogy a kontextushatás széles körben ismert legyen. Jelenlétének megítélését lehetővé téve fontos továbbá, hogy eredményeink publikálásakor feltüntessük a kérdőív felépítéséből eredő nem mintavételi hibák lehetséges forrásait is. Szerepeljen a kérdések, a válaszlehetőségek pontos szövege, szövegkörnyezete (kérdések, tematikus blokkok sorrendje) stb. A kutatási eredményeket pedig mindig ezeket szem előtt tartva kell értelmeznünk.

## Irodalom

- ANGELUSZ R. – TARDOS R. [2006]: A kérdőíves kontextushatás. In: *Angelusz R. – Tardos R.* (szerk.): *Mérésről mérésre. A választáskutatás módszertani kérdései*. Demokrácia Kutatások Magyar Központja Közhasznú Alapítvány. Budapest. 163–184. old.
- BARNA I. – SZÉKELYI M. [2002]: Logisztikus regresszió. In: *Barna I. – Székelyi M.* (szerk.): *Túlélőkészlet az SPSS-hez – Többváltozós elemzési technikákról társadalomkutatók számára*. Typotex Kiadó. Budapest. 374–424. old.
- BARTUS T. – KISFALUSI D. – KOLTAI J. [2019]: Logisztikus regressziós együtthatók összehasonlítása. *Statisztikai Szemle*. 97. évf. 3. sz. 221–240. old. <https://doi.org/10.20311/stat2019.3.hu0221>
- BENCsik A. [2011]: Kérdezz-felelek (Amire nem gondolunk egy kérdőív megszerkesztésekor). *Háló*. 18. évf. 7–8. sz. 11–13. old.
- BENCsik A. [2012]: *A kontextushatás befolyásoló ereje kvantitatív kutatásokban*. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Szakdolgozat. Budapest.
- BISHOP, G. F. – OLDENDICK, R. W. – TUCHFARBER, A. J. [1980]: Experiments in filtering political opinions. *Political Behavior*. Vol. 2. No. 4. pp. 339–369. <https://doi.org/10.1007/BF00990173>
- BOWLING, A. – WINDSOR, J. [2008]: The effects of questions order and response-choice on self-rated health status in the English Longitudinal Study of Aging (ELSA). *Journal of Epidemiology and Community Health*. Vol. 62. No. 1. pp. 81–85. <https://doi.org/10.1136/jech.2006.058214>

- COHEN, J. [1988]: *Statistical Power and Analysis for the Behavioral Sciences*. Lawrence Erlbaum Associate. New York.
- COX, III, E. P. [1980]: The optimal number of response alternatives for a scale: a review. *Journal of Marketing Research*. Vol. 17. No. 4. pp. 407–422. <https://doi.org/10.1177/002224378001700401>
- CROSSLEY, T. F. – KENNEDY, S. [2001]: The reliability of self-assessed health status. *Journal of Health Economics*. Vol. 21. No. 4. pp. 643–658. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(02\)00007-3](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(02)00007-3)
- DAWES, J. [2002]: Five-point vs. eleven point scales: Does this make a difference to data characteristics? *Australian Journal of Market Research*. Vol. 10. No. 1. pp. 1–17.
- GAINES, B. – KUKLINSKI, J. [2007]: The logic of the survey experiment re-examined. *Political Analysis*. Vol. 15. No. 1. pp. 1–20. <https://doi.org/10.1093/pan/aml008>
- HOSMER, D. W. – LEMESHOW, S. [2004]: *Applied Logistic Regression*. Wiley-Interscience Publication. New York.
- HYMAN, H. H. – SHEATSLEY, P. B. [1950]: The current status of American public opinion. In: Payne, J. C. (ed.): *The Teaching of Contemporary Affairs: Twenty-first Yearbook of the National Council of Social Studies*. National Educational Association. Washington, D.C. pp. 11–34.
- FRANKOVIC, K. [2008]: Why question order changes poll results? *CBS News*. 2 May. <https://www.cbsnews.com/news/why-question-order-changes-poll-results/>.
- JANKY B. – KMETTY Z. – NASZÁLYI N. – TAMÁSSY R. [2018]: Médiakeretezés és LMBTQ+ emberek iránti attitűdök. Egy médiavizsgálat és egy kísérlet eredményei. *Socio.hu*. 20. évf. 3. sz. 1–24. old. <https://doi.org/10.18030/socio.hu.2018.3.1>
- KALTON, G. – COLLINS, M. – BROOK, L. [1978]: Experiments in wording opinion questions. *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 27. No. 2. pp. 149–161. <https://doi.org/10.2307/2346942>
- KALTON, G. – SCHUMAN, H. [1982]: The effect of the question on survey responses: a review. *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 145. No. 1. pp. 42–73. <https://doi.org/10.2307/2981421>
- LAVRAKAS, P. J. (ed.) [2008]: *Encyclopaedia of Survey Research Methods*. SAGE Publications. Thousand Oaks.
- LEE, S. – GRANT, D. [2009]: The effect of question order on self-rated general health status in a multilingual survey context. *American Journal of Epidemiology*. Vol. 169. No. 12. pp. 1525–1530. <https://doi.org/10.1093/aje/kwp070>
- LEE, S. – MCCLAIN, C. – WEBSTER, N. – HAN, S. [2016]: Question order sensitivity of subjective well-being measures: focus on life satisfaction, self-rated health, and subjective life expectancy in survey instruments. *Quality of Life Research*. Vol. 25. No. 10. pp. 2497–2510. <https://doi.org/10.1007/s11136-016-1304-8>
- MÁTÉ F. [2018]: Minden, amit tudni akartál a logisztikus regresszióról, de sohasem merted megkérdezni. *Szociológiai Szemle*. 28. évf. 1. sz. 105–112. old.
- MOOD, C. [2010]: Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do and what we can do about it? *European Sociological Review*. Vol. 26. No. 1. pp. 67–82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- NOELLE-NEUMANN, E. [1970]: Wanted: rules for wording structured questionnaires. *Public Opinion Quarterly*. Vol. 34. No. 2. pp. 191–201. <https://doi.org/10.1086/267789>

- RUGG, D. [1941]: Experiments in wording questions: II. *The Public Opinion Quarterly*. Vol. 5. No. 1. pp. 91–92. <https://doi.org/10.1086/265467>
- S. MOLNÁR E. – SURÁNYI B. [1966]: A kérdőívkérdések válaszlehetőség sorrendjének véleménybefolyásoló szerepéről. *Magyar Pszichológiai Szemle*. 23. évf. 1–2. sz. 38–50. old.
- SCHUMAN, H. [1991]: Context effects: state of the past/state of the art. In: *Schwartz, N. – Sudman, S. (eds.): Context Effects in Social and Psychological Research*. Springer Verlag. New York, Berlin. pp. 5–22. [https://doi.org/10.1007/978-1-4612-2848-6\\_2](https://doi.org/10.1007/978-1-4612-2848-6_2)
- SCHUMAN, H. – KALTON, G. – LUDWIG, J. [1983]: Context and contiguity in survey questionnaires. *Public Opinion Quarterly*. Vol. 28. No. 1. pp. 112–115. <https://doi.org/10.1086/268771>
- SCHUMAN, H. – PRESSER, S. [1978]: The assessment of “no opinion” in attitude surveys. *Sociological Methodology*. Vol. 10. No. 1. pp. 241–275. <https://doi.org/10.2307/270773>
- SCHUMAN, H. – PRESSER, S. [1981]: *Questions and Answers in Attitude Surveys: Experiments on Question Form, Wording, and Context*. Academic Press. New York.
- SCHUMAN, H. – PRESSER, S. – LUDWIG, J. [1981]: Context effects on survey responses to questions about abortion. *Public Opinion Quarterly*. Vol. 45. No. 2. pp. 216–223. <https://doi.org/10.1086/268652>
- SCHWARZ, N. – KNÄUPER, B. – HIPPLER, H.-J. – NOELLE-NEUMANN, E. – CLARK, L. [1991]: Rating scales – Numeric values may change the meaning of scale labels. *The Public Opinion Quarterly*. Vol. 55. No. 4. pp. 570–582. <https://doi.org/10.1086/269282>
- WALKER, D. A. – SMITH, T. J. [2016]: JMASM36: nine pseudo  $R^2$  indices for binary logistic regression models (SPSS). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*. Vol. 15. No. 1. pp. 848–854. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1462077720>